

# La rigidità dei prezzi in Italia<sup>\*</sup>

SILVIA FABIANI, ANGELA GATTULLI e ROBERTO SABBATINI

## 1. Introduzione

L'idea che in presenza di shock di domanda o di offerta i prezzi e i salari nominali si modificano solo lentamente è molto diffusa nella letteratura economica e ha diverse implicazioni. In primo luogo, un cambiamento nell'orientamento della politica monetaria induce degli effetti reali. Inoltre, in un contesto di bassa inflazione, la viscosità di prezzi e salari, soprattutto nel caso di aggiustamenti verso il basso, influenza la scelta dell'obiettivo d'inflazione. Dal punto di vista dell'analisi congiunturale, infine, la rigidità dei prezzi complica l'interpretazione dell'inflazione, per la difficoltà di isolare nella dinamica dell'indice generale dei prezzi al consumo l'informazione necessaria per l'individuazione del movimento di fondo dei prezzi.<sup>1</sup>

Queste considerazioni sono ancora più rilevanti in un'unione monetaria, dove la presenza di differenze nel grado di rigidità dei prezzi e dei salari tra i paesi membri ha implicazioni importanti sui ritardi nella trasmissione della politica monetaria a livello nazionale e sull'interpretazione dell'andamento di breve periodo dei differenziali d'inflazione (Andrés, Ortega e Vallés 2002).

Prescindendo dalle conseguenze per la politica monetaria, da un punto di vista più generale una valutazione della rilevanza del fenomeno della rigidità dei prezzi e l'individuazione dei motivi sottostanti ha anche

---

□ Banca d'Italia, Servizio Studi, Roma; email: [fabiani.silvia@insedia.interbusiness.it](mailto:fabiani.silvia@insedia.interbusiness.it); [gattulli.angela@insedia.interbusiness.it](mailto:gattulli.angela@insedia.interbusiness.it); [sabbatini.roberto@insedia.interbusiness.it](mailto:sabbatini.roberto@insedia.interbusiness.it).

\* Il lavoro riflette esclusivamente le opinioni degli autori e non impegna la responsabilità dell'istituto di appartenenza.

<sup>1</sup> Questa considerazione è alla base, per esempio, del calcolo delle misure di *core inflation* (Ball e Mankiw 1995).

delle implicazioni normative, poiché l'attuazione di riforme strutturali nei mercati dei beni e dei servizi può determinare un cambiamento nelle strategie delle imprese e quindi nel grado di flessibilità dei prezzi.

La letteratura empirica sulle rigidità nominali si è concentrata quasi esclusivamente sui salari;<sup>2</sup> per contro, l'evidenza disponibile sul comportamento dei prezzi dei beni e dei servizi è molto più limitata. Ciò deriva almeno in parte dalla difficoltà di disporre di dati affidabili e completi per condurre analisi accurate; non a caso i lavori realizzati sono spesso limitati a pochi settori economici e prendono in considerazione intervalli temporali piuttosto brevi. Inoltre, i risultati variano a seconda che si utilizzino dati macro o micro, e in quest'ultimo caso in relazione alla loro natura – qualitativa o quantitativa.<sup>3</sup> Di conseguenza, è anche piuttosto difficile confrontare l'evidenza empirica disponibile per i vari paesi.<sup>4</sup>

I lavori che utilizzano dati aggregati considerando paesi diversi tendono a concludere che l'inflazione nell'area dell'euro presenta un grado di persistenza superiore a quello registrato negli Stati Uniti. Per esempio Galí, López-Salido e Gertler (2001) mostrano che i prezzi nell'area tendono a cambiare in media ogni 3 o 4 trimestri, mentre negli USA la frequenza di aggiustamento è compresa fra i 2 e i 3 trimestri.<sup>5</sup> All'interno dell'area dell'euro, Benigno e López-Salido (2002) riscontrano una flessibilità dei prezzi più elevata in Germania rispetto a quanto osservato in Italia, Francia, Spagna e, in misura minore, nei Paesi Bassi.<sup>6</sup>

Utilizzando dati con un grado maggiore di disaggregazione, alcuni lavori empirici si concentrano sulla possibilità che i prezzi siano rigidi

---

<sup>2</sup> Per gli USA si veda per esempio Lebow, Saks e Wilson (1999).

<sup>3</sup> Le strategie di prezzo delle imprese e le ragioni sottostanti la rigidità dei prezzi sono state analizzate in alcuni lavori sulla base dei dati acquisiti tramite sondaggi qualitativi condotti presso le imprese (Blinder 1991 e 1994 per gli USA; Buckle e Carlson 1998 e 2000 per la Nuova Zelanda; Hall, Yates e Walsh 2000 per il Regno Unito; Koehler 1996 per la Germania).

<sup>4</sup> Gran parte della letteratura empirica sulla rigidità dei prezzi è relativa agli Stati Uniti (cfr. Taylor 1999, per una rassegna di questa letteratura). Alcuni studi sull'argomento sono basati sull'esame del comportamento dei prezzi di pochi prodotti specifici (Cecchetti 1986; Kashyap 1995; Lachs e Tsiddon 1992 and 1996). Di recente, Bils e Klenow (2002) hanno presentato un'analisi empirica fondata invece su un insieme piuttosto ampio di dati di prezzo molto disaggregati; i loro risultati indicano che la frequenza delle variazioni dei prezzi – alla produzione e al consumo – è più elevata di quanto si ritenesse in precedenza, con ampie differenze tuttavia tra i beni considerati.

<sup>5</sup> Per un'analisi empirica sugli USA si veda Galí e Gertler (1999).

<sup>6</sup> Utilizzando un approccio differente, Batini (2002) trova che l'inflazione in Germania è molto meno persistente che in Francia e in Italia. Inoltre in questi ultimi due paesi il grado di persistenza dell'inflazione non si è modificato in maniera sostanziale nel corso del tempo, nonostante la forte riduzione dell'inflazione media registrata negli ultimi anni.

prevalentemente “verso il basso” (*downward nominal rigidity*).<sup>7</sup> Tale ipotesi viene analizzata sulla base della relazione che intercorre tra l’inflazione media e alcune caratteristiche della distribuzione *cross-section* delle variazioni dei prezzi dei singoli beni e servizi che compongono l’indice generale.<sup>8</sup> In questo lavoro applichiamo questo approccio metodologico agli indici disaggregati dei prezzi al consumo dell’Italia con il fine di fornire una valutazione dell’entità, della natura e degli eventuali cambiamenti della rigidità dei prezzi nominali nel nostro paese prendendo in considerazione gli ultimi tre decenni.

Il lavoro è organizzato come segue. Nel paragrafo 2 si presenta una breve rassegna delle principali argomentazioni proposte dalla letteratura per sostenere l’ipotesi di rigidità dei prezzi, in particolare verso il basso. Nel paragrafo 3 si riportano in primo luogo i risultati di un’analisi descrittiva sui cambiamenti dei prezzi in Italia negli ultimi tre decenni, basata sulla frequenza delle riduzioni dei prezzi e sulle caratteristiche della distribuzione *cross-section* delle variazioni percentuali degli indici elementari. Quindi si verifica se le proprietà di tale distribuzione e le correlazioni tra i suoi momenti avvalorano l’ipotesi di rigidità dei prezzi nominali. In questo ambito si approfondisce tramite un’analisi econometrica se le proprietà dei momenti della distribuzione effettivamente osservata sono in linea con le argomentazioni teoriche che pongono l’enfasi sul ruolo di forme “intrinseche” di rigidità dei prezzi verso il basso o con quelle che si concentrano sulla presenza di costi di aggiustamento (*menu costs*). Nel paragrafo 4 si riassumono i principali risultati del lavoro.

## 2. L’importanza e le origini della rigidità nominale dei prezzi

La letteratura teorica ipotizza l’esistenza di rigidità nominali per giustificare i ritardi di aggiustamento dei prezzi agli shock (Ball, Mankiw e Romer 1991; Taylor 1999).<sup>9</sup> Tali frizioni traggono origine dalle relazioni contrattuali tra acquirente e venditore che non permettono di adeguare i

---

<sup>7</sup> Cfr. Hall e Yates (1998) per il Regno Unito; Aucremanne *et al.* (2002) per il Belgio; Suvanto e Hukkinen (2002) per la Finlandia.

<sup>8</sup> La conclusione principale di questi studi è che non vi è un’evidenza empirica robusta per suffragare l’ipotesi che i prezzi, nei paesi considerati, siano rigidi verso il basso.

<sup>9</sup> Sebbene una certa inerzia nel comportamento dei prezzi sia stata spiegata soprattutto sulla base della presenza di rigidità nominali o reali, altri fattori sono stati suggeriti nella letteratura. Fair (1993), per esempio, propone un modello nel quale le aspettative sull’andamento generale dei prezzi influenzano le decisioni sui cambiamenti delle singole quotazioni.

prezzi in modo continuo, oppure dalla presenza di costi di aggiustamento, i cosiddetti *menu costs* (per esempio dovuti alla stampa di nuovi listini, all'operazione di cambiamento dei prezzi nei negozi, alla pubblicità necessaria per far conoscere i nuovi prezzi, all'acquisizione e alla valutazione delle informazioni disponibili per decidere se e quando modificare i prezzi, e così via).<sup>10</sup> Come indicato da Ball e Mankiw (1994a, p. 142),

«[i] costi di aggiustamento dovrebbero essere interpretati come una parabola – una formalizzazione del fatto che i prezzi non vengono modificati in maniera continua e che tendono a modificarsi più velocemente a seguito di shock più ampi».

La presenza di costi di aggiustamento determina un intervallo simmetrico intorno al livello ottimale del prezzo, all'interno del quale esso rimane invariato; l'aggiustamento viene effettuato solo se i relativi costi sono inferiori ai benefici che si ottengono fissando la quotazione al nuovo livello ottimale. Tuttavia, in presenza di un'inflazione tendenziale positiva tale intervallo diventa asimmetrico, poiché un aggiustamento verso l'alto è più probabile di uno verso il basso. Pertanto, la presenza congiunta di costi di aggiustamento e di inflazione positiva genera un'asimmetria positiva nella distribuzione delle variazioni dei prezzi nominali, che tenderebbe a scomparire al convergere dell'inflazione verso valori prossimi allo zero (Ball e Mankiw 1994b).

Alternativa al meccanismo di formazione dei prezzi implicito nei modelli con *menu costs* è l'idea che esistano delle forme intrinseche di rigidità dei prezzi verso il basso, indipendentemente dal livello medio d'inflazione. Varie argomentazioni teoriche sono state proposte in letteratura per spiegare la resistenza *esogena* dei prezzi a ridursi, a cominciare dall'importante contributo di Tobin nel 1972.<sup>11</sup>

In primo luogo, questa rigidità può essere dovuta a forme di illusione monetaria. Questo argomento è piuttosto intuitivo nel caso dei salari nominali, poiché i lavoratori difficilmente ne accetterebbero una diminuzione nel timore che a essa corrisponda anche una perdita in termini

---

<sup>10</sup> Per alcuni tentativi di quantificare tali costi si veda Levy *et al.* (1997) e Dutta *et al.* (1999).

<sup>11</sup> La possibilità che i prezzi siano rigidi verso il basso per motivi indipendenti dal livello dell'inflazione media fu in origine suggerita da Tobin (1972) ed è stata esaminata in dettaglio in numerosi lavori teorici ed empirici che sono stati realizzati soprattutto a seguito dell'affermarsi di un regime di bassa inflazione.

reali (Tobin 1972 e Yates 1998). Nel caso dei beni e dei servizi, invece, se i consumatori hanno vissuto prevalentemente in un contesto di inflazione positiva e relativamente elevata, e quindi sono abituati a prezzi in aumento, potrebbero non valutare nel modo desiderato dalle imprese le riduzioni dei prezzi, fino a indurre queste ultime addirittura a ritenere un loro calo non ottimale. In questo caso empiricamente si dovrebbe riscontrare che le riduzioni dei prezzi nominali sono molto rare anche nei periodi di bassa inflazione. Questa forma di illusione monetaria, tuttavia, non può che essere un fenomeno temporaneo; prima o poi, infatti, i consumatori si abituano a vivere in un ambiente con inflazione bassa, nel quale è normale che alcuni prezzi salgano e altri scendano.

Un secondo argomento teorico che giustifica la resistenza a flettere dei prezzi è legato alla possibilità che, in presenza di informazione incompleta circa le caratteristiche dei prodotti, i consumatori utilizzino le rispettive quotazioni quale indicatore della qualità dei beni; sotto questa ipotesi una riduzione nel livello del prezzo verrebbe percepita come un peggioramento della qualità del prodotto (Allen 1988); l'evidenza empirica disponibile suggerisce tuttavia che tale comportamento è possibile ma non molto frequente (Blinder 1994; Hall, Yates e Walsh 2000).

Infine, la rigidità verso il basso potrebbe essere dovuta a un meccanismo di interazione strategica tra imprese. Poiché queste non riescono a monitorare con precisione i costi dei propri rivali, non sono neanche in grado di valutare se una riduzione di prezzo da parte di un concorrente è attribuibile a un calo dei costi o al tentativo di guadagnare quote di mercato. Ciascuna impresa è pertanto riluttante a ridurre il proprio prezzo di vendita nel timore che ciò inneschi una guerra di prezzo. Blinder (1994) trova che questa collusione tacita è in effetti molto comune tra le imprese.

Quale che sia la spiegazione teorica sottostante la rigidità intrinseca dei prezzi nominali verso il basso, a livello empirico anche questa si manifesta, così come i modelli con costi di aggiustamento descritti sopra, in un'asimmetria sistematicamente positiva della distribuzione delle variazioni dei prezzi settoriali (Yates 1998). Distinguere questi due meccanismi – cioè valutare se la rigidità osservata nei prezzi sia di natura esogena oppure la conseguenza endogena della presenza di *menu costs* e inflazione tendenziale positiva – è cruciale soprattutto per la definizione di stabilità dei prezzi da adottare nella conduzione della politica monetaria in un contesto di bassa inflazione. Infatti, se i prezzi tendono a non ridursi per cause esogene, l'individuazione di un livello d'inflazione positivo

seppur moderato potrebbe essere più appropriata della scelta di cercare di mantenere i prezzi stabili (Tobin 1972; Akerlof, Dickens e Perry 1996; Cecchetti e Groshen 2000). L'argomentazione sottostante è stata in origine proposta con riferimento ai salari nominali: in presenza di prezzi stabili, con uno shock negativo l'aggiustamento dei salari reali è inibito dalla resistenza dei lavoratori ad accettare riduzioni dei salari nominali. La conseguenza è che l'aggiustamento avviene dal lato delle quantità, in altre parole il prodotto e l'occupazione risulteranno inferiori a quanto si sarebbe avuto con un'inflazione positiva anche se moderata. All'opposto, se la rigidità verso il basso è generata dalla presenza di un'inflazione tendenziale positiva, un obiettivo pari a zero non ha alcuna conseguenza negativa sull'economia reale.

### 3. L'evidenza empirica per l'Italia

Come anticipato nell'introduzione, le relazioni tra i momenti della distribuzione *cross-section* delle variazioni dei prezzi consentono di valutare, almeno in parte, l'importanza e la natura delle rigidità dei prezzi nominali, e per questo sono state esaminate in numerosi lavori empirici. In questo paragrafo esaminiamo le caratteristiche di tale distribuzione per l'Italia. In primo luogo verifichiamo, anche tenendo conto del cambiamento nel livello medio dell'inflazione nel corso del tempo, la frequenza delle riduzioni dei prezzi al consumo e soprattutto se vi sono voci specifiche le cui quotazioni tendono a flettere più spesso di altre. In secondo luogo studiamo le proprietà statistiche della distribuzione e le correlazioni tra i suoi momenti, per verificare se esse avvalorano l'ipotesi di presenza di rigidità verso il basso dei prezzi. Infine approfondiamo, tramite un'analisi formale, le relazioni tra i momenti della distribuzione, confrontandole con quelle attese sulla base dei modelli in cui tale rigidità è dovuta, da un lato, a fattori di natura esogena o, dall'altro, alla presenza di costi di aggiustamento.

L'analisi empirica si basa su circa 180 categorie di prodotto che compongono l'indice mensile dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale dell'Italia, disponibili da gennaio 1977 a ottobre 2002;<sup>12</sup> abbiamo escluso i prezzi regolamentati, che comprendono poco meno del 20% dell'intero paniere di spesa. Dato l'obiettivo del lavoro – verificare se i

---

<sup>12</sup> Si veda l'Appendice A per un esame più dettagliato delle caratteristiche dei dati.

prezzi al consumo in Italia mostrino segni di rigidità – ci concentriamo sulle variazioni sul mese precedente; l’aggregazione su un intervallo temporale più ampio (per esempio una media annuale) potrebbe infatti causare una perdita eccessiva di informazioni e in un certo senso “nascondere” le caratteristiche effettive della distribuzione delle variazioni dei prezzi. Tuttavia, nella parte descrittiva dell’analisi riportiamo anche quanto ottenuto utilizzando i dati medi annuali, per verificare la robustezza dei risultati; con la stessa finalità presentiamo anche l’evidenza empirica (limitata a poche statistiche) basata sugli indici mensili dei prezzi alla produzione.

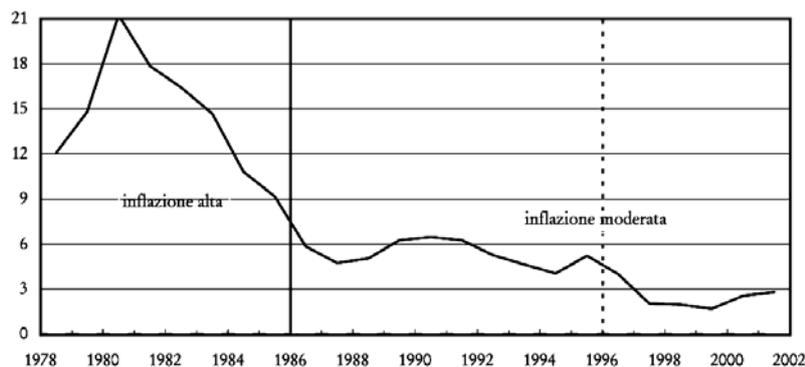
Per evitare di ottenere risultati spuri determinati dalla presenza di fattori stagionali, abbiamo rimosso la componente stagionale dalle nostre serie elementari tramite l’applicazione del metodo X11-Arima.<sup>13</sup> Hall e Yates (1998) e Suvanto e Hukkinen (2002) considerano le variazioni percentuali sui 12 mesi. Aucremanne *et al.* (2002), invece, basano la loro analisi sulle variazioni sul mese precedente degli indici grezzi.

### 3.1. La frequenza delle riduzioni dei prezzi

Una valutazione preliminare della rilevanza delle rigidità dei prezzi verso il basso può essere effettuata verificando la frequenza con la quale le quotazioni in Italia sono effettivamente scese nel corso del tempo. Per tenere conto dell’effetto del diverso livello dell’inflazione media, abbiamo suddiviso l’intervallo temporale per il quale sono disponibili i dati disaggregati (1977-2002) in due sotto-periodi, di “inflazione alta” (1977-85) e di “inflazione moderata” (1986-2002; Figura 1); quest’ultimo a sua volta è distinto in “inflazione media” (1986-96) e “inflazione bassa” (1997-2002).

FIGURA 1

INDICE DEI PREZZI AL CONSUMO  
(variazioni percentuali sull’anno precedente)



Fonte: elaborazioni su dati Istat.

Nella tavola 1 si riporta la percentuale, calcolata come media sull'orizzonte temporale incluso in ciascun sotto-periodo, delle voci che presentano rispettivamente prezzi in aumento, stabili e in diminuzione; tale percentuale è riferita sia alle variazioni calcolate sui dati annuali, sia a quelle calcolate sugli indici mensili destagionalizzati.

Considerando i dati annuali, le riduzioni dei prezzi riguardano meno del 4% del complesso delle voci nella media dell'intero periodo. Tale percentuale, come atteso, aumenta se calcolata sui dati mensili, pur rimanendo su valori contenuti (attorno al 12%).

Con riferimento alle principali componenti dell'indice dei prezzi al consumo (CPI), quelle più volatili (alimentari freschi e prodotti energetici) tendono a ridursi più spesso, indipendentemente dalla frequenza considerata. Per contro, i prezzi dei servizi in media si riducono solo molto raramente, anche in un contesto di bassa inflazione. Per i prezzi alla produzione i cali sono più diffusi, circa il 30% negli anni tra il 1986 e il 2002.

La figura 2, che per semplicità si basa su dati annuali, mostra che la quota dei prezzi che registrano riduzioni è gradualmente aumentata nel corso del tempo, da livelli bassissimi nel periodo di alta inflazione, fino a toccare un massimo del 17% nel primo anno del periodo che abbiamo indicato come regime di bassa inflazione. In media in quest'ultima fase circa il 10% delle voci elementari incluse nel paniere del CPI ha registrato riduzioni di prezzo rispetto all'anno precedente; la percentuale raddoppia (19%) se si considerano dati mensili.

TAVOLA 1

DIREZIONE DELLE VARIAZIONI DEI PREZZI PER COMPONENTE  
(punti percentuali basati sulle variazioni percentuali  
sul periodo precedente degli indici di prezzo)<sup>1</sup>

	Alimentari freschi	Beni energetici	Beni industriali non energetici e alimentari trasformati	Servizi	Indice generale
CPI (dati annuali)					
<i>Periodo intero (1977-2002)</i>					
Crescente	90.2	95.5	96.5	97.7	95.7
Stazionaria	0	0.1	0.1	1.4	0.6
Decrescente	9.8	4.4	3.4	1.0	3.7
<i>Inflazione alta (1977-85)</i>					
Crescente	97.7	93.8	99.3	100	99.4
Stazionaria	0	3.1	0	0	0.1
Decrescente	2.3	3.1	0.7	0	0.5
<i>Inflazione media (1986-96)</i>					
Crescente	92.6	81.8	97.9	97.8	96.5
Stazionaria	0	4.5	0.2	1.7	0.7

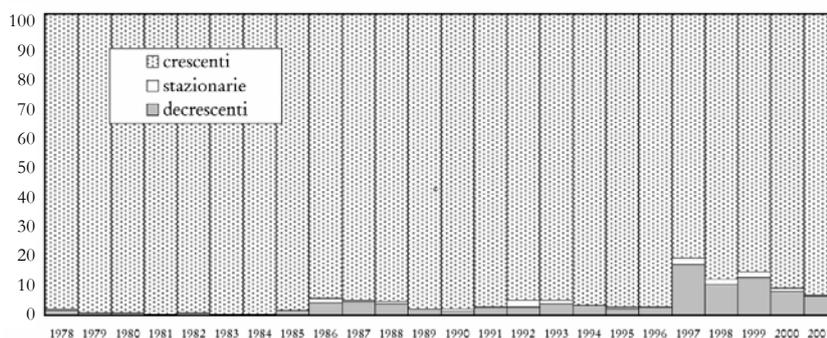
Decrescente	7.4	13.6	1.9	0.5	2.8
<i>Inflazione bassa (1997-2002)</i>					
Crescente	72.7	55.0	88.9	93.8	87.9
Stazionaria	0	15.0	0	2.8	1.5
Decrescente	27.3	30.0	11.1	3.5	10.6
CPI (dati mensili)					
<i>Periodo intero (1977-2002)</i>					
Crescente	80.1	64.7	88.6	87.1	86.9
Stazionaria	0	0	0.1	1.8	0.6
Decrescente	19.9	35.3	11.4	11.2	12.5
<i>Inflazione alta (1977-85)</i>					
Crescente	88.6	69.4	93.0	90.6	91.4
Stazionaria	0	0	0	0	0
Decrescente	11.4	30.6	7.0	9.4	8.6
<i>Inflazione media (1986-96)</i>					
Crescente	80.2	66.7	89.1	88.4	87.8
Stazionaria	0.1	0	0	0	0
Decrescente	19.7	33.3	10.9	11.6	12.2
<i>Inflazione bassa (1997-2002)</i>					
Crescente	66.0	53.6	81.2	78.5	78.1
Stazionaria	0	0	0.1	9.1	3.1
Decrescente	34.0	46.4	18.6	12.5	18.8
PPI (dati mensili)					
<i>Inflazione moderata (1986-2002)</i>					
Crescente					70.5
Stazionaria					0.1
Decrescente					29.4

<sup>1</sup> Il valore riportato per ciascuna componente (alimentari freschi, alimentari trasformati, ecc.) è ottenuto come segue: per ciascun anno/mese (a seconda della frequenza dei dati considerati) si conta il numero di voci appartenente ai tre gruppi: prezzi crescenti, invariati e decrescenti; si calcola la percentuale con riferimento al numero totale di voci incluse nella componente considerata; si riporta nella tavola la media delle percentuali di tutti gli anni/mesi compresi nel sotto-periodo considerato.

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

FIGURA 2

VARIAZIONI DEI PREZZI NON REGOLAMENTATI  
DELLE VOCI INCLUSE NEL PANIERE DEL CPI  
(percentuali calcolate sui dati annuali)



Fonte: elaborazioni su dati Istat.

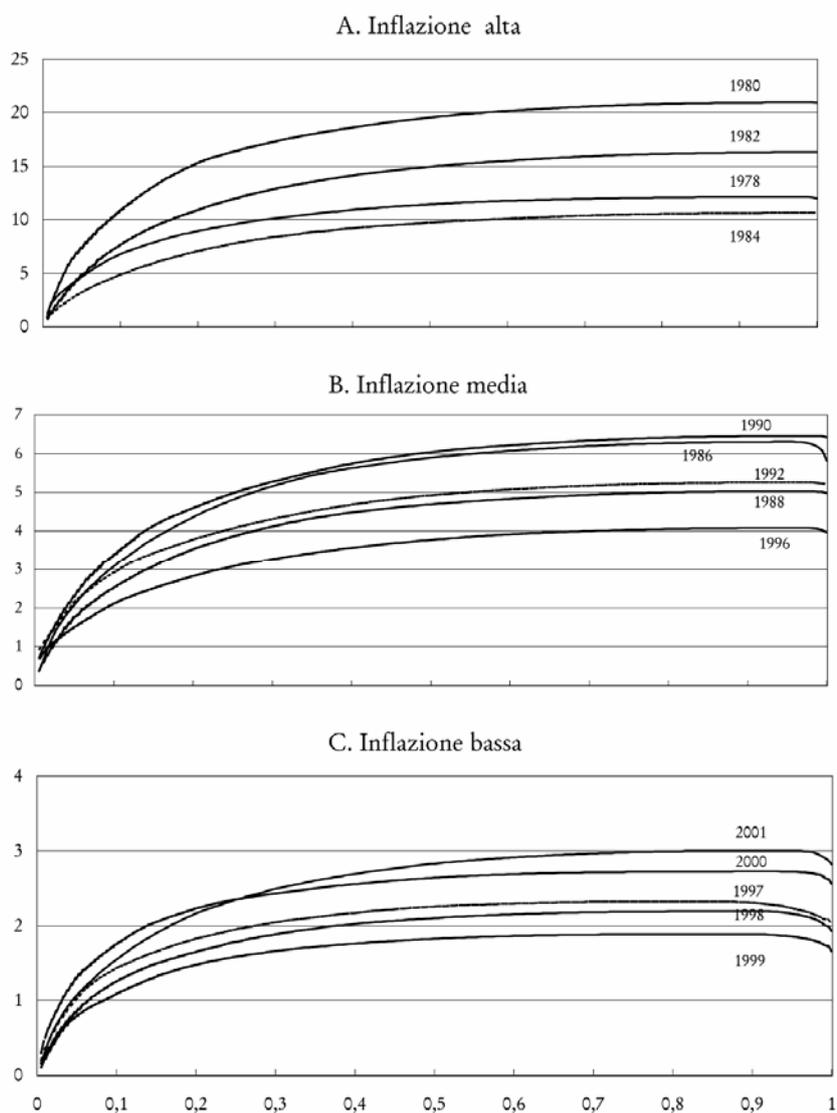
La frequenza delle riduzioni di prezzo, tuttavia, non fornisce un quadro completo della rilevanza economica di questo fenomeno. Infatti il calo anche di pochi prezzi, che tuttavia hanno un peso elevato nel paniere del CPI, potrebbe contribuire fortemente a contenere l'inflazione media. A tal fine, abbiamo pertanto decomposto la variazione dell'indice generale nei "contributi" delle sue  $N$  componenti, calcolati moltiplicando per ciascuna voce la variazione del prezzo per il rispettivo peso, cioè  $w_i \pi_i$  ( $i = 1, \dots, N$ ), dove  $w_i$  indica il peso relativo della voce  $i$ . L'esercizio è stato condotto esclusivamente sui dati annuali, per evitare la possibile distorsione nei risultati indotta dalla scelta di un mese specifico. Per ciascun anno i contributi delle 180 voci elementari considerate nell'analisi sono stati ordinati in senso decrescente, dai positivi ai negativi, ottenendo la sequenza:

$$\{p_n, n = 1, \dots, N\}, \text{ dove: } p_n = \sum_{k=1}^n w_k \pi_k.$$

La figura 3 riporta tale sequenza per alcuni anni inclusi nei vari regimi inflazionistici. Quanto più la curva si inclina verso il basso alla fine, tanto maggiore è il contributo delle riduzioni dei prezzi al contenimento dell'inflazione generale. Esso risulta pressoché nullo negli anni di alta e media inflazione, confermando l'evidenza relativa alla

FIGURA 3

COMPOSIZIONE DELL'INFLAZIONE MEDIA GENERALE  
SOMMA CUMULATA DEI CONTRIBUTI <sup>1</sup>  
(CPI, dati annuali)



<sup>1</sup> Per ciascun anno, i contributi di ogni voce all'inflazione media, ottenuti ponderando le variazioni per il rispettivo peso percentuale nel paniere generale, sono ordinati in senso decrescente e poi cumulati.

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

frequenza delle riduzioni dei prezzi riportata nella tavola 1,<sup>14</sup> e aumenta negli anni di bassa inflazione, pur rimanendo piuttosto contenuto.<sup>15</sup>

In sintesi, le riduzioni dei prezzi sono un fenomeno piuttosto raro e di scarsa rilevanza economica in Italia, anche nel recente contesto di bassa inflazione. Questa evidenza è abbastanza robusta rispetto alla scelta della frequenza dei dati e alla tipologia di prezzo considerata (al consumo o alla produzione).

### 3.2. *Le caratteristiche della distribuzione delle variazioni dei prezzi*

Indicazioni ulteriori circa l'esistenza e l'entità di eventuali rigidità nominali verso il basso possono essere ricavate dall'analisi della distribuzione *cross-section* delle variazioni dei prezzi. In assenza di tali rigidità, in ciascun periodo tale distribuzione dovrebbe risultare simmetrica e continua intorno al punto corrispondente a variazioni pari a zero. Per contro, se il fenomeno esistesse, si dovrebbe osservare un addensamento attorno a tale punto e un'asimmetria positiva – ovvero una coda della distribuzione allungata verso destra.

L'indicatore di asimmetria della distribuzione<sup>16</sup> mostra effettivamente la prevalenza, nei periodi considerati, di valori positivi (Tavola 2). In particolare, considerando i dati annuali, si riscontra una coda allungata verso destra nell'87,5% degli anni compresi nell'intero intervallo campionario, e nell'80% di quelli inclusi nel periodo di bassa inflazione. Per i dati mensili l'asimmetria è positiva meno frequentemente (74% dei mesi per l'intero orizzonte temporale e 62,3% per il solo periodo di bassa inflazione). Risultati analoghi si ottengono considerando i prezzi alla produzione, sebbene, in linea con quanto riscontrato nel paragrafo 3.1, la distribuzione delle variazioni di questi prezzi tenda a essere positivamente asimmetrica meno frequentemente.

<sup>14</sup> Il 1986 costituisce un'eccezione, ma allora l'inflazione fu fortemente influenzata dal calo dei prezzi dei prodotti petroliferi.

<sup>15</sup> Suvanto e Hukkinen (2002) riscontrano invece per la Finlandia che le riduzioni dei prezzi nominali hanno esercitato un'influenza importante sull'andamento dell'inflazione media.

<sup>16</sup> La misura standard dell'asimmetria, pari a 0 se la distribuzione è simmetrica, è

calcolata come: 
$$\frac{\sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^3}{N \sigma^3}.$$

Tra le altre caratteristiche della distribuzione, la dispersione (misurata dalla deviazione standard) risulta piuttosto elevata, indicando la presenza di valori estremi (*outliers*) di un certo rilievo. Per tenere conto della presenza di tali valori, abbiamo calcolato, oltre alla misura standard di asimmetria menzionata sopra, anche due indicatori alternativi “robusti”, che attenuano l’impatto dei valori estremi senza però eliminarlo né ridurlo troppo.<sup>17</sup>

Questi indicatori sono definiti come:

$$\text{Asym05} = (Q_{95} - Q_{50}) - (Q_{50} - Q_5)$$

$$\text{Asym10} = (Q_{90} - Q_{50}) - (Q_{50} - Q_{10}).$$

dove  $Q_p$  è il  $p$ -esimo percentile della distribuzione delle variazioni dei prezzi.<sup>18</sup>

Nella figura 4.A si riportano la media, la dispersione e le varie misure di asimmetria (standard e robuste) della distribuzione nel tempo. Sebbene si riscontri un’alternanza di segno piuttosto frequente dell’asimmetria (qualunque sia la misura utilizzata), si conferma una tendenza verso la prevalenza dei valori positivi anche tenendo conto degli *outliers*; a questa stessa conclusione si perviene se si considerano i dati sui prezzi alla produzione (Figura 4.B).

La prevalenza di asimmetria di segno positivo potrebbe indicare, come accennato sopra, la presenza di rigidità verso il basso dei prezzi nominali. Tuttavia, se tale rigidità fosse una caratteristica intrinseca del comportamento dei prezzi, si dovrebbe anche riscontrare che l’asimmetria aumenta con il ridursi dell’inflazione media. Per descrivere dal punto di vista intuitivo tale relazione, Hall e Yates (1998, p. 10) illustrano la questione con un semplice esempio numerico, sintetizzato nella tavola 3. Si supponga che nel mese 1 la distribuzione delle variazioni dei prezzi dei prodotti  $a, b, \dots, i$  sia simmetrica (indice di asimmetria pari a zero). Nel mese 2 uno shock, per esempio un inasprimento della politica monetaria, determina una riduzione del livello desiderato del prezzo del 2% per ciascun bene. In presenza di rigidità dei prezzi nominali verso il basso alcune quotazioni non scendono come dovrebbero, e di conseguenza la distribuzione diventa asimmetrica verso destra. Si ipotizzi ora che uno shock analogo colpisca

<sup>17</sup> Una misura del grado di asimmetria deve infatti riflettere in primo luogo le caratteristiche delle osservazioni che si trovano sulle code della distribuzione.

<sup>18</sup> Lebow, Saks e Wilson (1999); Aucremanne *et al.* (2002); Roger (1997).

TAVOLA 2

CARATTERISTICHE DELLA DISTRIBUZIONE DELLE VARIAZIONI DEI PREZZI  
(basata sulle variazioni percentuali sul periodo precedente degli indici dei prezzi)

Periodo	Inflazione media <sup>1</sup>	Asimmetria >0 (%) <sup>2</sup>	Asym05>0 (%) <sup>3</sup>	Asym10>0 (%) <sup>3</sup>	Deviazione standard
Prezzi al consumo (dati annuali)					
Intero periodo (1978-2002)	7,7	87,5	79,2	70,8	4,4
Inflazione alta (1978-85)	14,5	87,5	75,0	62,5	6,4
Inflazione moderata					
a) Inflazione media (1986-96)	5,3	90,9	90,9	72,7	3,7
b) Inflazione bassa (1997-2002)	2,1	80,0	60,0	80,0	2,5
Prezzi al consumo (dati mensili)					
Intero periodo (1978-2002)	7,7	74,0	58,1	58,4	1,1
Inflazione alta (1978-85)	14,5	83,2	50,5	55,1	1,6
Inflazione moderata					
a) Inflazione media (1986-96)	5,3	72,7	59,8	56,8	0,9
b) Inflazione bassa (1997-2002)	2,1	62,3	66,7	66,7	0,6
Prezzi al consumo (dati mensili): beni al netto degli alimentari freschi e dei prodotti energetici					
Intero periodo (1978-2002)	6,9	66,9	50,6	46,1	0,8
Inflazione alta (1978-85)	13,5	79,4	53,3	50,5	1,3
Inflazione moderata					
a) Inflazione media (1986-96)	4,5	72,7	50,0	40,9	0,6
b) Inflazione bassa (1997-2002)	1,5	36,2	47,8	49,3	0,3
Prezzi al consumo (dati mensili): servizi					
Intero periodo (1978-2002)	8,9	62,3	55,8	48,4	1,2
Inflazione alta (1978-85)	15,9	68,2	51,4	41,1	1,7
Inflazione moderata					
a) Inflazione media (1986-96)	6,7	56,8	50,0	42,4	1,1
b) Inflazione bassa (1997-2002)	2,8	63,8	73,9	71,0	0,7
Prezzi alla produzione (dati mensili)					
1986-2002	2,6	63,5	64,0	64,5	0,9
a) Inflazione media (1986-96)	3,4	65,9	65,9	66,7	1,0
b) Inflazione bassa (1997-2002)	1,2	58,8	60,3	60,3	0,7

<sup>1</sup> L'inflazione media in ciascun periodo è calcolata come media semplice delle variazioni annuali o mensili nel periodo considerato.

<sup>2</sup> Percentuale degli anni/mesi compresi nell'intervallo temporale considerato nei quali l'asimmetria (misura standard) è positiva.

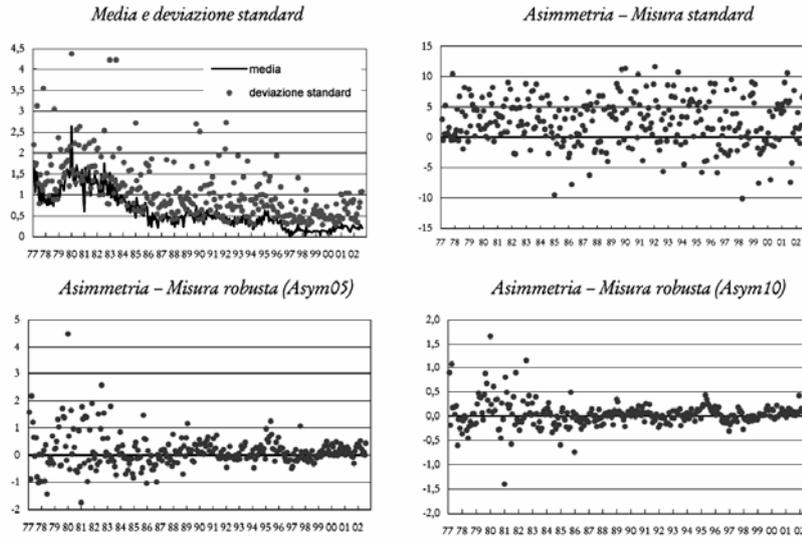
<sup>3</sup> Percentuale degli anni/mesi nei quali l'asimmetria (misura robusta) è positiva nell'intervallo temporale considerato.

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

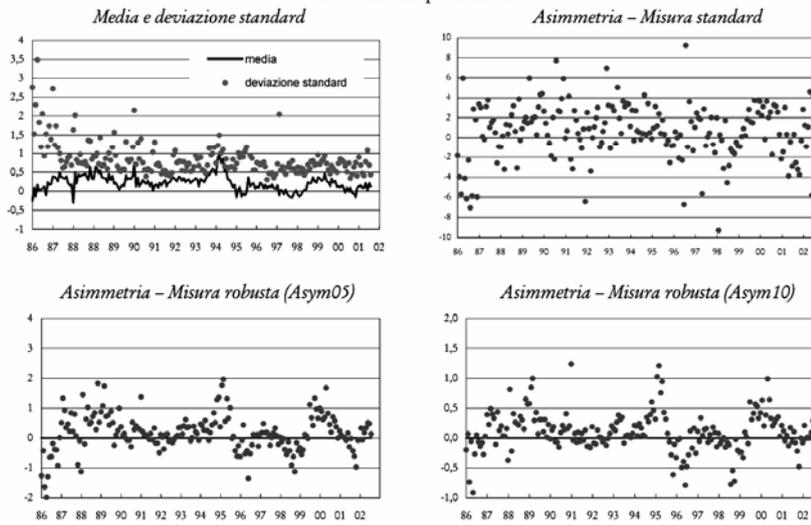
FIGURA 4

MOMENTI DELLA DISTRIBUZIONE <sup>1</sup>  
 (calcolati sulle variazioni percentuali sul periodo precedente degli indici di prezzo mensili)

A. Prezzi al consumo



B. Prezzi alla produzione



<sup>1</sup>  $Asym05 = (Q_{95} - Q_{50}) - (Q_{50} - Q_5)$ ;  $Asym10 = (Q_{90} - Q_{50}) - (Q_{50} - Q_{10})$ , dove  $Q_p$  indica il p-esimo percentile nella distribuzione delle variazioni dei prezzi.

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

TAVOLA 3

IMPLICAZIONI DELLA RIGIDITÀ NOMINALE VERSO IL BASSO DEI PREZZI  
SULLA RELAZIONE TRA ASIMMETRIA E MEDIA DELLA DISTRIBUZIONE  
DELLE VARIAZIONI DEI PREZZI

	a	b	c	d	e	f	g	h	i	Media	Asimmetria
Mese 1	0	2	2	4	4	4	6	6	8	4	0
Mese 2	0	0	0	2	2	2	4	4	6	2,2	0,5
Mese 3	0	0	0	0	0	0	2	2	4	0,9	1,5

Fonte: Hall e Yates (1998).

l'economia nel mese 3; anche in questo vi sono dei prezzi che non scendono, l'inflazione media si riduce ulteriormente e l'asimmetria della distribuzione aumenta.

Sulla base degli indicatori robusti di asimmetria la percentuale di mesi nei quali la distribuzione è positivamente asimmetrica aumenta nel passaggio da un regime di alta a uno di bassa inflazione (da poco oltre il 50 a circa il 65%).<sup>19</sup> Anche l'analisi effettuata separatamente per le due principali componenti del paniere dei prezzi al consumo, i beni al netto degli alimentari freschi e dei prodotti energetici e i servizi, fornisce alcune indicazioni interessanti. Per il comparto dei servizi l'incidenza dell'asimmetria positiva – misurata sulla base della statistica Asym05 – aumenta dal 51 al 74% tra il periodo di alta e quello di bassa inflazione; il rialzo è anche più forte, dal 41 al 71%, con riferimento alla statistica Asym10. All'opposto, le caratteristiche della distribuzione delle variazioni dei prezzi dei soli beni non alimentari e non energetici non sembrano avvalorare l'ipotesi di rigidità nominali verso il basso: l'incidenza dell'asimmetria positiva tende infatti a ridursi con l'inflazione media (indipendentemente dalla scelta della misura di asimmetria); una conclusione simile si ottiene per i prezzi alla produzione.

Il diverso comportamento dei beni e dei servizi in Italia è stato oggetto di numerose analisi empiriche. Un'interpretazione piuttosto diffusa dell'inflazione italiana, soprattutto negli anni Ottanta e fino all'inizio degli anni Novanta quando l'inflazione nel nostro paese non riusciva a scendere stabilmente sotto il 5%, individua nella presenza di fattori strutturali specifici alla nostra economia il principale ostacolo al raggiungimento di più bassi tassi di crescita dei prezzi (Barca e Visco 1992, Visco 1994). Un ingrediente importante di questa interpretazione è costituito proprio dalle

<sup>19</sup> La statistica standard di asimmetria conduce tuttavia a una conclusione opposta.

diverse caratteristiche del comparto industriale e di quello dei servizi (di solito presi come *proxy* dei settori *tradable* e *non-tradable*). Barca e Visco (1992) pongono in risalto le implicazioni per l'inflazione media in Italia dovute al fatto che il settore dei servizi è fortemente regolamentato e non esposto alla concorrenza internazionale. Il risultato che i prezzi sono più rigidi nel comparto dei servizi che in quello dei beni è in linea con tale interpretazione.

### 3.3. Test per la presenza di rigidità nominali verso il basso di natura "esogena"

Al fine di approfondire l'analisi della relazione tra inflazione media e asimmetria, abbiamo in primo luogo calcolato i coefficienti di correlazione tra i momenti della distribuzione delle variazioni mensili degli indici settoriali dei prezzi al consumo (Tavola 4; per valutare la robustezza dei risultati si riportano anche le correlazioni basate sulle variazioni mensili ponderate, su quelle sui dodici mesi, e infine sulle variazioni mensili dei prezzi alla produzione). L'inflazione media è considerata sia in livello sia in differenze prime, in quanto i test di stazionarietà condotti preliminarmente non consentono di rifiutare l'ipotesi nulla che la serie sia integrata di ordine uno nell'intero periodo campionario e nel sotto-periodo di alta inflazione (1977-85; cfr. l'Appendice B).

La correlazione contemporanea tra l'inflazione media e la deviazione standard e tra la media e le misure di asimmetria (standard e robuste) è sempre positiva, un risultato analogo a quello di altri studi basati sullo stesso approccio metodologico.<sup>20</sup> Nel periodo di inflazione moderata, la correlazione tra la media e le misure robuste di asimmetria (ad eccezione di quella standard) tende a essere minore che in un contesto di inflazione elevata. Non si riscontrano differenze di rilievo se le serie elementari sono ponderate o meno; la correlazione calcolata sulle variazioni sui dodici mesi degli indici è inferiore, mentre quella calcolata sulla base dei prezzi alla produzione è più elevata, indipendentemente dalla misura adoperata.

TAVOLA 4

CORRELAZIONE CONTEMPORANEA TRA I MOMENTI DELLA DISTRIBUZIONE  
(variazioni percentuali; indici mensili)

Periodo	Misure della	Coefficiente di correlazione
---------	--------------	------------------------------

<sup>20</sup> Hall e Yates (1998); Yates (1998); Lebow, Roberts e Stockton (1992); Rae (1993).

	media	Media e dev. standard	Media e asimmetria	Media e Asym05	Media e Asym10
Prezzi al consumo – variazioni sul mese precedente					
Intero periodo (1978-2002)	Livello	0,73	0,24	0,40	0,44
	Differenza <sup>1</sup>	0,33	0,37	0,47	0,53
Inflazione alta (1978-85)	Livello	0,61	0,38	0,69	0,70
	Differenza <sup>1</sup>	0,48	0,40	0,51	0,57
Inflazione moderata (1986-2002)	Livello	0,56	0,45	0,27	0,39
	Differenza <sup>1</sup>	0,29	0,51	0,31	0,39
Prezzi al consumo – variazioni sul mese precedente ponderate					
Intero periodo (1978-2002)	Livello	0,77	0,15		
	Differenza <sup>1</sup>	0,25	0,22		
Prezzi al consumo – variazioni sui 12 mesi precedenti					
Intero periodo (1978-2002)	Livello	0,90	0,12	0,23	0,37
	Differenza <sup>1</sup>	0,04	0,17	0,44	0,42
Prezzi alla produzione – variazioni sul mese precedente					
Inflazione moderata (1986-2002)	Livello	0,13	0,55	0,79	0,79
	Differenza <sup>1</sup>	0,16	0,36	0,32	0,31

<sup>1</sup> Coefficienti di correlazione tra la differenza prima della media e il livello dell'altra variabile.

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

Questi risultati sono differenti da quelli attesi qualora la rigidità verso il basso fosse una caratteristica intrinseca dei prezzi. Si noti tuttavia che, essendoci concentrati esclusivamente sulla correlazione “contemporanea”, essi potrebbero essere influenzati dalla presenza di distorsioni dovute alla possibilità che le due variabili dipendano simultaneamente l'una dall'altra o da fattori comuni. Ciò può accadere per varie ragioni. Nel modello con *menu costs*, per esempio, l'asimmetria positiva della distribuzione delle variazioni dei prezzi relativi può condurre a un aumento dell'inflazione media, e quindi indurre una correlazione positiva tra le due misure. Inoltre, se esiste una correlazione positiva tra media e deviazione standard, come indicano i nostri risultati, quest'ultima diminuisce con l'inflazione anche in presenza di rigidità dei prezzi verso il basso, riducendo in tal modo la probabilità che tale rigidità risulti effettivamente vincolante. Infine, la distribuzione delle variazioni dei prezzi potrebbe essere positivamente asimmetrica a causa di shock asimmetrici di domanda o di offerta, indipendentemente dall'inflazione media.

Alla luce di queste considerazioni, abbiamo ripreso l'approccio proposto da Hall e Yates (1998) ed effettuato un'analisi formale di Granger-causalità (Granger 1980). In particolare, abbiamo sottoposto a

verifica empirica l'ipotesi che esista una relazione dinamica negativa tra inflazione media e asimmetria della distribuzione, in cui la prima causa la seconda. Tale relazione segnalerebbe, secondo il meccanismo esposto in precedenza, la presenza di rigidità intrinseche dei prezzi verso il basso. In questo ambito abbiamo anche verificato se i nostri risultati variano a seconda del regime inflazionistico e della misura dell'inflazione media. Come per l'analisi di correlazione, abbiamo verificato la robustezza dei risultati usando anche le distribuzioni delle variazioni sui 12 mesi dei prezzi al consumo e di quelle sul mese precedente dei prezzi alla produzione.

Al fine di evitare risultati spuri derivanti dall'eventuale non-stazionarietà delle serie considerate – l'inflazione media, la misura standard di asimmetria e i due indicatori robusti *Asym05* e *Asym10* – abbiamo preliminarmente verificato il loro ordine di integrazione tramite il test Dickey-Fuller “aumentato” (si veda l'Appendice B per i dettagli); le serie risultano tutte stazionarie, con l'eccezione dell'inflazione media sull'intero periodo e nel regime di alta inflazione. I test di Granger-causalità sono stati condotti sulla base di un modello VAR bivariato, dove il numero di ritardi è stato selezionato sulla base dei criteri AIC e SBC.

Nella tavola 5 si presentano i risultati dei test, dove, per tenere conto della non-stazionarietà sui suddetti orizzonti temporali, l'inflazione media è considerata sia in livello sia in differenze prime. La tavola riporta le probabilità di rifiutare l'ipotesi nulla che esista una relazione di Granger-causalità dalla variabile X alla variabile Y. Nel caso in cui il test segnali la presenza di tale relazione, cioè rifiuti l'ipotesi nulla almeno al 10%, viene riportato anche il segno dell'effetto complessivo di X su Y, dato dalla somma dei coefficienti dei ritardi di X.

Per l'intero orizzonte temporale e per il periodo di alta inflazione, una relazione di causalità statisticamente significativa si riscontra solo se si considerano le misure robuste di asimmetria, ma il suo segno è positivo. All'opposto, i risultati relativi al periodo di inflazione moderata, in cui la media segue un processo stazionario e il VAR può essere quindi specificato considerando le variabili in livello, evidenziano una relazione significativa e negativa dalla media all'asimmetria, avvalorando pertanto l'ipotesi di rigidità verso il basso dei prezzi di natura esogena. Inoltre se il test è effettuato sulle serie calcolate distinguendo i beni dai servizi, si ottiene, non

sorprendentemente alla luce dei risultati dell'analisi descrittiva presentata sopra, che sono proprio i servizi all'origine di questa relazione negativa.<sup>21</sup>

TAVOLA 5

TEST DI GRANGER-CAUSALITÀ  
(dati mensili)

H <sub>0</sub> : assenza di Granger-causalità da X a Y <sup>1</sup>	Misure della media	Y=asimmetria X=media	Y=media X=asimmetria	Y=asym10 X=media	Y=media X=asym10	Y=asym05 X=media	Y=media X=asym05
Prezzi al consumo – variazioni sul mese precedente							
Intero periodo (1977-2002)	Livello	0,380	0,320	0,000+	0,000–	0,002+	0,000–
	Differenza	0,475	0,292	0,000+	0,000–	0,093+	0,000–
Inflazione alta (1977–85)	Livello	0,004+	0,913	0,001+	0,005–	0,026–	0,011–
	Differenza	0,661	0,720	0,002+	0,001–	0,643	0,005
Inflazione moderata (1986-2002)	Livello	0,505	0,290	<b>0,049–</b>	<b>0,341</b>	0,086–	0,605
	Differenza	0,470	0,106	0,068+	0,339	0,096+	0,411
Prezzi al consumo – variazioni sui 12 mesi							
Intero periodo (1977-2002)	Livello	0,972	0,910	0,011	0,376	0,002+	0,004
	Differenza	0,981	0,836	0,003+	0,711	0,006	0,095–
Prezzi alla produzione – variazioni sul mese precedente							
Inflazione moderata (1986-2002)	Livello	0,007+	0,350	0,086+	0,542–	0,000–	0,320
	Differenza	0,009+	0,024–	0,009+	0,005–	0,027+	0,000–

<sup>1</sup> Nella tavola si riportano i p-values. In grassetto sono evidenziati i valori statisticamente significativi al livello del 5%.

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

### 3.4. Test per la presenza di asimmetria positiva di natura "endogena"

L'esistenza, nel recente regime inflazionistico, di una rigidità verso il basso inerente al comportamento stesso dei prezzi non esclude la possibilità che nella parte precedente dell'intervallo temporale in esame, caratterizzato da un'elevata inflazione di trend, l'asimmetria osservata nella distribuzione delle variazioni dei prezzi sia la conseguenza endogena di un meccanismo di formazione dei prezzi con costi di aggiustamento.

All'interno di questo quadro teorico la relazione tra media e asimmetria della distribuzione *cross-section* dei prezzi è bi-direzionale. Da un lato, poiché le imprese aggiustano i propri prezzi a seguito di eventuali shock quando ciò compensa i costi dell'aggiustamento, se la distribuzione

<sup>21</sup> I risultati dei test di Granger-causalità per i beni e per i servizi non sono riportati nel testo, ma sono disponibili su richiesta.

di tali shock è asimmetrica (si utilizza quale sua *proxy* la distribuzione dei prezzi relativi che viene effettivamente osservata), l'inflazione media aumenta o diminuisce temporaneamente in relazione al segno dell'asimmetria (positivo o negativo). Dall'altro, come già detto, un'inflazione di trend positiva genera un'asimmetria positiva. Al fine di valutare la validità del modello con *menu costs*, abbiamo pertanto verificato empiricamente entrambe queste relazioni.

Per quanto riguarda l'influenza di breve periodo dell'asimmetria sull'inflazione media, abbiamo applicato ai nostri dati l'analisi di regressione suggerita da Ball e Mankiw (1995), sull'intero periodo e sui due sotto-periodi (1977-85 e 1986-2002).

Per ciascun orizzonte temporale abbiamo preso come riferimento la regressione delle differenze prime dell'inflazione media su una costante e sul livello corrente e i primi due ritardi della deviazione standard; quindi abbiamo aggiunto ai regressori il valore corrente e i primi due ritardi dell'indicatore di asimmetria di volta in volta considerato (sia quello standard sia quelli robusti).<sup>22</sup> I risultati di questo esercizio sono presentati nella tavola 6.

La tavola riporta i coefficienti stimati e la loro significatività statistica, calcolata utilizzando gli stimatori della matrice di varianze e covarianze robusti per l'eteroschedasticità e l'autocorrelazione proposti da Newey e West (1987). Il confronto sull'intero periodo (Tavola 6.A) tra l'equazione di riferimento – colonna 1 – e quelle che includono anche l'asimmetria – colonne 3, 5 e 7 – mostra che quest'ultima contribuisce significativamente alla variabilità dell'inflazione media, confermando quanto riscontrato da Ball e Mankiw (1995). Il grado di accostamento dell'equazione stimata migliora infatti in modo sostanziale, soprattutto se si includono gli indicatori robusti – colonne 5 e 7. Questo risultato è ancora più evidente per il periodo di alta inflazione (Tavola 6.B), nel quale l'effetto contemporaneo della dispersione e dell'asimmetria sull'inflazione media è più alto e significativo che nel regime di inflazione moderata (Tavola 6.C).

---

<sup>22</sup> Aucremanne *et al.* (2002) presentano un esercizio simile relativo agli indici dei prezzi al consumo del Belgio.

Tavola 6

Tavola 6 segue

I principali risultati delle stime sono i seguenti:

a) i coefficienti delle variabili contemporanee relativi alla deviazione standard e all'asimmetria sono sempre positivi;

b) quelli relativi al primo ritardo sono negativi e presentano, in valore assoluto, all'incirca la stessa dimensione dei coefficienti della corrispondente variabile contemporanea;

c) i coefficienti del secondo ritardo sono sempre statisticamente non diversi da zero.

Queste regolarità empiriche confermano che l'effetto della dispersione e quello dell'asimmetria sull'inflazione media sono limitati al breve periodo. Ciò è stato sottoposto a ulteriore verifica tramite un test di Wald sull'ipotesi congiunta che la somma dei coefficienti stimati delle variabili contemporanee e di quelle ritardate di un periodo sia pari a zero, e che il coefficiente della variabile relativa al secondo ritardo non sia significativamente diverso da zero. Questa restrizione non può mai essere rifiutata, confermando quindi la natura temporanea della relazione stimata: né la dispersione né l'asimmetria della distribuzione delle variazioni dei prezzi hanno un impatto permanente sull'inflazione. Nel complesso, ciò è in linea con quanto previsto dai modelli teorici di determinazione del prezzo in presenza di costi di aggiustamento.

Passando all'altro aspetto del legame tra inflazione media e asimmetria, abbiamo verificato che un contesto di inflazione elevata genera un'asimmetria positiva nella distribuzione osservata delle variazioni dei prezzi. Poiché in questo caso la relazione si riferisce al lungo periodo, la valutazione empirica è stata effettuata tramite un'analisi di cointegrazione basata, seguendo l'approccio proposto in Pesaran e Shin (1995) e in Pesaran, Shin e Smith (1996), sulla metodologia nota come "Autoregressive Distributed Lag". I risultati ottenuti applicando tale metodo, i cui dettagli metodologici sono descritti nell'Appendice C, confermano l'esistenza di una relazione di lungo periodo tra asimmetria e inflazione media, in cui quest'ultima determina la prima.

Una volta stabilita la direzione di questa relazione, ne abbiamo stimato i coefficienti, in altre parole, il vettore di cointegrazione (Tavola 7). Per il modello relativo all'intero intervallo campionario, i risultati presentati nella tavola indicano che, per ogni punto percentuale di maggiore inflazione, l'asimmetria aumenta nel lungo periodo di 0,3/0,1 punti percentuali, a seconda di quale indicatore si consideri. La costante nella

relazione non è statisticamente significativa e ciò indica che non vi è evidenza a sostegno della presenza di una qualche forma di asimmetria indipendente dal processo inflazionistico.

I risultati tuttavia cambiano drasticamente se il modello è stimato separatamente nei due regimi inflazionistici.<sup>23</sup> Il legame positivo di lungo periodo è infatti significativo esclusivamente nel periodo di alta inflazione e scompare completamente nel regime di inflazione moderata. In questo ultimo periodo non vi è evidenza di un'asimmetria positiva di natura endogena dovuta all'inflazione media.

TAVOLA 7

## ANALISI DI COINTEGRAZIONE TRA ASIMMETRIA E INFLAZIONE MEDIA

(dati mensili; prezzi al consumo)

Vettore di cointegrazione <sup>1</sup>	Intero periodo (1977-2002)		Inflazione alta (1977-85)		Inflazione moderata (1986-2002)	
	Asym05	Asym10	Asym05	Asym10	Asym05	Asym10
Costante	0,03 (0,30)	0,01 (0,35)	-0,77 (2,49)	-0,38 (3,08)	0,07 (0,52)	0,05 (0,81)
Inflazione media	0,31 (2,75)	0,10 (1,95)	0,95 (3,53)	0,42 (3,86)	0,25 (0,72)	0,00 (0,02)

<sup>1</sup> Normalizzato in modo da rendere il coefficiente della variabile di asimmetria considerata (indicata nell'intestazione di ciascun colonna) pari a -1.

Fonte: elaborazioni su dati Istat. Valore del *t-test* in parentesi.

In sintesi, un meccanismo di formazione dei prezzi con *menu costs* sembra essere all'origine dell'asimmetria osservata nella distribuzione delle variazioni dei prezzi solo nel periodo di inflazione elevata. Nel recente regime di inflazione moderata l'asimmetria emerge come una proprietà intrinseca al comportamento stesso dei prezzi, a conferma dell'evidenza ottenuta sulla base dell'analisi di Granger-causalità.

<sup>23</sup> Questi risultati devono comunque essere considerati con cautela in quanto l'intervallo temporale rispetto al quale è stata condotta l'analisi di cointegrazione è piuttosto breve, soprattutto nel periodo di inflazione alta.

#### 4. Conclusioni

In questo lavoro abbiamo affrontato il tema della rigidità nominale dei prezzi in Italia attraverso l'analisi delle proprietà statistiche della distribuzione *cross-section* delle variazioni dei prezzi e delle relazioni tra i suoi momenti. In presenza di rigidità nominali, in particolare verso il basso, la letteratura teorica suggerisce alcune proposizioni che riguardano la natura delle suddette relazioni che possono essere sottoposte a test empirici.

I principali risultati possono essere sintetizzati come segue.

In primo luogo, nell'orizzonte temporale preso in considerazione, dalla fine degli anni Settanta a oggi, le riduzioni di prezzo sono state piuttosto rare e il loro contributo al contenimento dell'inflazione media è stato moderato, anche nel recente contesto di bassa inflazione. Questa evidenza, di natura puramente descrittiva, è coerente con la presenza in Italia di forme di rigidità verso il basso delle quotazioni.

In secondo luogo, la distribuzione *cross-section* delle variazioni dei prezzi tende a presentare un'asimmetria positiva. In linea di principio, in assenza di rigidità nominali verso il basso, la distribuzione dovrebbe essere simmetrica e continua in corrispondenza del punto di inflazione pari a zero. Per contro, la presenza di rigidità implica un'asimmetria positiva che inoltre tende a diventare più pronunciata al diminuire dell'inflazione media. Considerando i principali sub-indici del CPI, abbiamo riscontrato tale fenomeno per il comparto dei servizi, dove l'incidenza relativa dell'asimmetria positiva (con riferimento agli indicatori robusti rispetto alla presenza di forti valori anomali) aumenta sensibilmente nel passaggio da un periodo di alta a uno di bassa inflazione. Ciò non si verifica invece per la distribuzione delle variazioni dei prezzi dei beni (non alimentari e non energetici).

In terzo luogo, abbiamo riscontrato, tramite un esercizio econometrico, un legame di Granger-causalità dall'inflazione media all'asimmetria della distribuzione, significativo e di segno negativo nel recente periodo di inflazione moderata, che avvalorava l'ipotesi di rigidità dei prezzi verso il basso. I risultati dei test condotti distinguendo le principali componenti del paniere dei prezzi al consumo confermano che tale rigidità trae origine nel comparto dei servizi.

Infine, abbiamo verificato che l'asimmetria positiva della distribuzione delle variazioni dei prezzi, osservata nel periodo di alta inflazione, può essere interpretata come la conseguenza "endogena" di

un'inflazione di trend positiva in presenza di *menu costs*. Ad avvalorare tale ipotesi, abbiamo innanzitutto riscontrato un'evidenza a sostegno dell'idea che shock asimmetrici ai prezzi relativi hanno un impatto significativo ma di breve periodo sull'inflazione media, in linea con quanto previsto dai modelli di determinazione dei prezzi in presenza di costi di aggiustamento. Abbiamo quindi stimato, tramite un'analisi di cointegrazione, il legame attraverso il quale l'inflazione determina nel lungo periodo l'asimmetria, che è risultato significativo e positivo solo nel regime di inflazione elevata.

In conclusione, la rigidità verso il basso dei prezzi osservata in Italia tra la fine degli anni Settanta e la metà degli anni Ottanta sembrerebbe essere la conseguenza di un'inflazione di trend positiva in presenza di costi di aggiustamento dei prezzi. Nella recente fase di moderazione inflazionistica, invece, il comportamento asimmetrico dei prezzi sarebbe riconducibile a fattori intrinseci al meccanismo stesso di formazione dei prezzi; tali rigidità avrebbero origine soprattutto nel settore dei servizi.

## APPENDICE A

### I dati utilizzati

#### **Indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale**

Il dataset sui prezzi al consumo è composto da 208 serie storiche, disponibili dal 1977, che costituiscono il paniere totale dell'indice dei prezzi al consumo per l'intera collettività nazionale calcolato dall'Istat. I prezzi sottoposti a forme di regolamentazione (27 serie, il cui peso complessivo con riferimento alla base 2002 = 100 è di circa il 18%) sono stati esclusi dalla nostra analisi. Per ciascuna serie è stato stimato l'indice al netto della componente stagionale applicando (con le opzioni di esecuzione automatica) il metodo X11ARIMA.

#### **Indice dei prezzi alla produzione dei manufatti venduti sul mercato interno**

Il dataset sui prezzi alla produzione è composto da circa 100 serie storiche, disponibili dal 1981, che costituiscono l'intero paniere. Poiché l'intervallo temporale relativo al periodo di alta inflazione è troppo breve, l'analisi empirica è stata svolta solo con riferimento al periodo di inflazione moderata, dal 1986. In occasione del cambio di base del 1995 l'Istat ha introdotto una nuova classificazione delle serie elementari; per quell'anno tuttavia ha diffuso gli indici per entrambe le classificazioni. Inoltre le metodologie di rilevazione dei dati elementari e di calcolo dell'indice non sono state modificate in misura sostanziale. Pertanto, poiché nell'analisi sviluppata nel testo si utilizzano dati *cross-section*, tale cambiamento non influenza in misura significativa la nostra analisi empirica. Le uniche implicazioni pratiche del suddetto cambiamento sono relative alla stima della componente stagionale, che è stata effettuata separatamente su due intervalli temporali: 1981.1-1996.1 e 1995.1-2002.8. Per ciascun indice elementare, le due serie destagionalizzate (una per ciascun periodo) relative alle variazioni percentuali sul mese precedente sono state unite nel gennaio 1996.

## APPENDICE B

## Test di stazionarietà

TAVOLA B1

TEST DI DICKEY FULLER “AUMENTATO”<sup>1</sup>  
(dati mensili)

	ADF(p)		p(AIC)
	c	c,t	
<b>Prezzi al consumo – variazioni percentuali sul mese precedente</b>			
media			
1977-2002	-1,99	-3,12	11
1977-1985	-1,75	-2,69	2
1986-2002	<b>-3,17</b>	<b>-4,05</b>	<b>3</b>
$\sigma$			
1977-2002	-1,95	-3,43	7
1977-1985	<b>-4,91</b>	<b>-5,75</b>	2
1986-2002	-2,98	<b>-3,85</b>	6
asimmetria			
1977-2002	<b>-6,91</b>	<b>-7,02</b>	4
1977-1985	<b>-10,38</b>	<b>-10,57</b>	0
1986-2002	<b>-3,17</b>	<b>-4,05</b>	<b>3</b>
asym(10)			
1977-2002	<b>-6,86</b>	<b>-6,86</b>	2
1977-1985	<b>-3,93</b>	<b>-4,04</b>	2
1986-2002	<b>-6,89</b>	<b>-7,05</b>	1
<b>Prezzi al consumo – variazioni percentuali sul mese corrispondente<sup>2</sup></b>			
media	-1,01	-1,33	12
dmedia	<b>-5,91</b>	<b>-5,90</b>	12
$\sigma$	-2,29	-4,20	1
asimmetria	<b>-4,37</b>	<b>-4,36</b>	1
asym(10)	<b>-3,69</b>	<b>-3,68</b>	2
asym(05)	<b>-4,00</b>	<b>-4,37</b>	12
<b>Prezzi alla produzione – variazioni percentuali sul mese precedente<sup>3</sup></b>			
media	-3,71	-3,90	1
dmedia	<b>-14,12</b>	<b>14,09</b>	1
$\sigma$	-5,65	-6,81	1
asimmetria	<b>-5,13</b>	<b>-5,11</b>	1
asym(10)	<b>-4,29</b>	<b>-4,28</b>	1
asym(05)	<b>-4,50</b>	<b>-4,49</b>	1
valore critico al 95%	<b>-2,87</b>	<b>-3,43</b>	1

<sup>1</sup> La colonna denominata “c” riporta i risultati della regressione con costante, quella denominata “c,t” riporta i risultati della regressione con costante e trend deterministico. In grassetto sono evidenziati i valori statisticamente significativi al livello del 5%. Il numero dei ritardi è stato selezionato sulla base del criterio AIC.

<sup>2</sup> Periodo campionario: 1978.1-2002.8.

<sup>3</sup> Periodo campionario: 1986.1-2002.8.

Fonte: elaborazioni su dati Istat.

## APPENDICE C

### Analisi di cointegrazione

Il metodo “Autoregressive Distributed Lag” (ARDL) è stato originariamente proposto in Pesaran e Shin (1995) e in Pesaran, Shin e Smith (1996), per verificare l'esistenza di una relazione di lungo periodo tra media e asimmetria. Il vantaggio di questo metodo è che esso può essere applicato indifferentemente su serie I(0) o I(1), evitando i problemi associati con l'analisi standard di cointegrazione che richiede che tutte le variabili siano I(1). Il metodo pertanto è particolarmente appropriato al nostro caso alla luce del fatto che le nostre serie presentano un ordine di integrazione diverso, anche in relazione al periodo considerato.

Seguendo il metodo si è stimata la seguente equazione a correzione dell'errore ottenuta dal modello ARDL sottostante:

$$\Delta \text{Asym}_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \text{Asym}_{t-i} + \sum_{i=1}^q c_i \Delta \pi_{t-i} + \beta_1 \text{Asym}_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

dove  $p$  e  $q$  sono stati selezionati sulla base del criterio AIC. Si è quindi sottoposta a test l'ipotesi nulla  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$ .

Indipendentemente dal fatto che i regressori siano I(0) o I(1), la statistica F relativa a tale ipotesi ha una distribuzione asintotica non-standard. I valori critici (in relazione al numero di regressori e alla presenza o meno nella specificazione funzionale di una costante e/o di un trend) sono calcolati in Pesaran, Shin e Smith (1996) e si dividono in due insiemi: nel primo si ipotizza che tutte le variabili siano I(0), nel secondo che esse siano tutte I(1). Tale suddivisione dà luogo a un intervallo che include tutte le possibili classificazioni delle variabili tra I(0) e I(1), comprese quelle integrate frazionalmente. Se la statistica F cade al di fuori di questo intervallo si rifiuta l'ipotesi nulla, e ciò vale indipendentemente dall'ordine di integrazione.

Il test F è stato condotto per l'equazione 1 stimata sull'intero orizzonte temporale e separatamente per i due regimi di inflazione alta e moderata; sono state considerate quale variabile dipendente sia la misura robusta Asym05 sia Asym10.

La seconda riga della tavola C.1 indica che la statistica F si colloca sempre al di fuori dell'intervallo individuato dei valori critici (3,79 – 4,85), in linea con l'esistenza di una relazione di lungo periodo tra le due variabili. Tuttavia, per sostenere che tale relazione è uni-direzionale, dall'inflazione media all'asimmetria e non viceversa, occorre verificare che l'ipotesi  $H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$  non venga rifiutata quando è verificata sulla base di un modello simile al precedente, in cui l'inflazione media compare quale variabile dipendente:

$$\Delta \pi_t = a_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \text{Asym}_{t-i} + \sum_{i=1}^q c_i \Delta \pi_{t-i} + \beta_1 \text{Asym}_{t-1} + \beta_2 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\sum_{i=1} \quad \quad \quad \sum_{i=1}$$

I risultati di questo secondo test, presentati nella terza riga della tavola C.1, non consentono di rifiutare l'ipotesi che il livello delle variabili non entri significativamente nell'equazione relativa a  $\Delta\pi$ . In sintesi, esiste una relazione di lungo periodo tra asimmetria e inflazione media, in cui quest'ultima determina la prima, in linea con quanto previsto dalle teorie basate sulla presenza di costi di aggiustamento.

TAVOLA C.1

	Intero periodo (1977-2002)		Inflazione alta (1977-85)		Inflazione moderata (1986-2002)	
	Asym05	Asym10	Asym05	Asym10	Asym05	Asym10
Ritardi della regressione ARDL	(6,6)	(8,7)	(2,2)	(1,4)	(7,7)	(6,7)
$H_0$ : nessuna relazione di lungo periodo in cui la media determina l'asimmetria <sup>1</sup>	15,80*	12,23*	5,44*	5,15*	8,52*	6,84*
$H_0$ : nessuna relazione di lungo periodo in cui l'asimmetria determina la media <sup>1</sup>	3,75	1,94	1,08	0,65	3,80	3,13

<sup>1</sup> I valori critici al 95% per rifiutare l'ipotesi nulla di relazioni non di lungo periodo (calcolati in Pesaran, Shin e Smith 1996) sono 3,79 per le variabili I(0) e 4,85 per le variabili I(1); \* indica la significatività statistica, ovvero il rifiuto dell'ipotesi nulla al livello del 5%.

Fonte: elaborazioni su dati Istat mensili sui prezzi al consumo. Valore del *t-test* in parentesi.

## BIBLIOGRAFIA

- AKERLOF, G., W. DICKENS e G. PERRY (1996), "Low inflation or no inflation: should the Federal Reserve pursue complete price stability?", *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, pp. 1-74.
- ALLEN, F. (1988), "A theory of price rigidities when quality is unobservable", *Review of Economic Studies*, vol. 55, no. 181, pp. 139-51.
- ANDRÉS, J., E. ORTEGA e J. VALLÉS (2002), "Competition and inflation differential in EMU" Banco de España, Madrid, mimeo.
- AUCREMANNE, L., G. BRYNS, M. HUBERT, P.J. ROUSSEEUW e A. STRUYF (2002), "Inflation, relative prices and nominal rigidities", *National Bank of Belgium Working Paper*, no. 20.
- BAKSHI, H. e A. YATES (1999), "To trim or not to trim? An application of a trimmed mean inflation estimator to the United Kingdom", *Bank of England Working Paper*, no. 97.
- BALL L. e N.G. MANKIW (1994a), "A sticky-price manifesto", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 41, pp. 127-51.
- BALL L. e N.G. MANKIW (1994b), "Asymmetric price adjustment and economic fluctuations", *The Economic Journal*, vol. 104, no. 422, pp. 247-61.
- BALL L. e N.G. MANKIW (1995), "Relative-price changes as aggregate supply shocks", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 1, pp. 161-63.
- BALL, L., N.G. MANKIW e D. ROMER (1991), "The New Keynesian economics and the output-inflation trade-off", in N.G. Mankiw e D. Romer eds, *New Keynesian Economics*, vol. 1, MIT Press, Cambridge, Mass. pp. 147-211.
- BARCA, F. e I. VISCO (1992), "L'economia italiana nella prospettiva europea: terziario protetto e dinamica dei redditi nominali", *Temi di Discussione*, no. 175, Banca d'Italia.
- BATINI, N. (2002), "Euro area inflation persistence", *ECB Working Paper*, no. 201.
- BENIGNO, P. e J.D. LÓPEZ-SALIDO (2002), "Inflation persistence and optimal monetary policy in the euro area", *ECB Working Paper*, no. 178.
- BILS, M. e P.J. KLENOW (2002), "Some evidence of the importance of sticky prices", *NBER Working Paper*, no. 9069.
- BLINDER, A. (1991), "What makes prices sticky? Preliminary results from an interview study", *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 81, no. 2, pp. 89-96.
- BLINDER, A. (1994), "On sticky prices: academic theories meet the real world", in N.G. Mankiw ed., *Monetary Policy*, The University of Chicago Press, Chicago and London, pp. 117-50.
- BLINDER, A., E. CANETTI, D. LEBOW e J. RUDD (1998), *Asking about Prices: A New Approach to Understand Price Stickiness*, Russel Sage Foundation, New York.
- BRYAN, M. e S. CECCHETTI (1993), "Measuring core inflation", *NBER Working Paper*, no. 4303.
- BRYAN, M. e S. CECCHETTI (1996), "Inflation and the distribution of price changes", *NBER Working Paper*, no. 5793.
- BUCKLE, R.A. e J.A. CARLSON (1996), "Price duration with two-sided pricing rules", in K.H. Oppenlander and G. Poser eds, *Business Cycle Surveys: Forecasting Issues and*

- Methodological Aspects. Selected papers presented at the 22nd CIRET Conference, Singapore 1995*, Avebury, Aldershot, pp. 99-118.
- BUCKLE, R.A. e J.A. CARLSON (1998), "Inflation and asymmetric output adjustments: tests using Business survey data", in K.H. Oppenlander and G. Poser eds, *Social and Structural Change: Consequences for Business Cycle Surveys. Selected papers presented at the 23rd CIRET Conference, Helsinki*, Avebury, Aldershot, pp. 131-46.
- BUCKLE, R.A. e J.A. CARLSON (2000), "Menu costs, firm size and price rigidity: evidence from business survey data", in K.H. Oppenlander, G. Poser and B. Schips eds, *Use of Survey Data for Industry, Research and Economic Policy. Selected papers presented at the 24th CIRET Conference, Wellington, 1999*, Aldershot, Ashgate, pp. 279-90.
- CARLTON, D.W. (1986), "The rigidity of prices", *American Economic Review*, vol. 76, no. 4, pp. 637-58.
- CECCHETTI, S.G. (1986), "The frequency of price adjustment: a study of newsstand prices of magazines", *Journal of Econometrics*, vol. 31, pp. 255-74.
- CECCHETTI, S.G. e E. GROSHEN (2000), "Understanding inflation: implications for monetary policy", *NBER Working Paper*, no. 7482.
- DUTTA, S., D. LEVY, M. BERGEN e R. VENABLE (1999), "Menu costs, posted prices, and multiproduct retailers", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 31, no. 4, pp. 683-703.
- FAIR, R. (1993), "Inflationary expectations and price setting behaviour", *Review of Economic Studies*, vol. 75, no. 1, pp. 8-18.
- GALÍ, J. e M. GERTLER (1999), "Inflation dynamics: a structural econometric analysis", *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, no. 2, pp. 195-222.
- GALÍ, J., LÓPEZ-SALIDO, J.D. e M. GERTLER (2001), "European inflation dynamics", *European Economic Review*, vol. 45, no. 7, pp. 1237-70.
- GRANGER, C.W.J. (1980), "Testing for causation: a personal viewpoint", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 2, pp. 329-52.
- HALL, S. e A. YATES (1998), "Are there downward nominal rigidities in product markets?", *Bank of England Working Paper*, no. 80.
- HALL, S., A. YATES e M. WALSH (2000), "Are UK companies' prices sticky?", *Oxford Economic Papers*, vol. 52, no. 3, pp. 425-46.
- HUANG, K. e Z. LIU (2001), "Production chains and general equilibrium aggregate dynamics", *Journal of Monetary Economics*, vol. 48, no. 2, pp. 437-62.
- KASHYAP (1995), "Sticky prices: new evidence from retail catalogs", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 110, no. 2, pp. 245-74.
- KOEHLER, A. (1996), "Price rigidity in New Keynesian models: first results from an empirical analysis", in K.H. Oppenlander and G. Poser eds, *Business Cycle Surveys: Forecasting Issues and Methodological Aspects. Selected papers presented at the 22nd CIRET Conference, Singapore 1995*, Avebury, Aldershot, pp. 119-42.
- LACH, S.E. e P. TSIDDON (1992), "The behaviour of prices and inflation: an empirical analysis of disaggregated price data", *Journal of Political Economy*, vol. 100, no. 2, pp. 349-89.
- LACH, S.E. e P. TSIDDON (1996), "Staggering and synchronization in price setting: evidence from multiproduct firms", *American Economic Review*, vol. 86, no. 5, pp. 1175-96.

- LEBOW, D.E., J. ROBERTS e D. STOCKTON (1992), "Economic performance under price stability", Board of Governors of the Federal Reserve System, *Working Paper*, no. 125.
- LEBOW, D.E., R.E. SAKS e B.A. WILSON (1999), "Downward nominal wage rigidity: evidence from the Employment Cost Index", Board of Governors of the Federal Reserve System, *Finance and Economics Discussion Paper*, no. 99-32.
- LEVY, D., M. BERGEN, S. DUTTA e R. VENABLE (1997), "The magnitude of menu costs: direct evidence from large U.S. supermarket chains", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, no. 3, pp. 791-825.
- MANKIW, N.G. e D. ROMER eds (1991), *New Keynesian Economics*, vol. 1, MIT Press, Cambridge, Mass.
- NEWWEY W.K. e K.D. WEST (1987), "Hypothesis testing with efficient method of moments estimation", *International Economic Review*, vol. 28, no. 3, pp. 777-88.
- PESARAN, M.H. e Y. SHIN (1995), "An Autoregressive Distributed Lag modelling approach to cointegration analysis", *DAE Working Paper*, no. 9514, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- PESARAN, M.H., Y. SHIN e R.J. SMITH (1996), "Testing for the existence of a long-run relationship", *DAE Working Paper*, no. 9622, Department of Applied Economics, University of Cambridge.
- RAE, D. (1993), "Are retailers normal? The distribution of consumer price changes in New Zealand", *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, no. G93/7.
- ROGER, S. (1997), "A robust measure of core inflation in New Zealand", *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, no. 7.
- SUVANTO, A. e J. HUKKINEN (2002), "Stable price level and changing prices", mimeo, Bank of Finland.
- TAYLOR, J.B. (1999), "Staggered price and wage setting in macroeconomics", in J.P. Taylor and M. Woodford eds, *Handbook of Macroeconomics*, vol. 1b, North-Holland, Amsterdam.
- TOBIN, J. (1972), "Inflation and unemployment", *American Economic Review*, vol. LXII, no. 1, pp. 1-18.
- VISCO, I. (1994), "Caratteri strutturali dell'inflazione italiana (1986-1991)", in C. Dell'Aringa, *Caratteri strutturali dell'inflazione italiana*, il Mulino, Bologna, pp. 19-59.
- YATES, A. (1998), "Downward nominal rigidity and monetary policy", *Bank of England Working Paper*, no. 82.